

UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO DE JANEIRO
INSTITUTO DE ECONOMIA
MONOGRAFIA DE BACHARELADO

Transmissão Assimétrica de Preços do Atacado para o Varejo: um Estudo Empírico para o Setor de Combustíveis

MILENE BENTO ALVES
DRE: 105031421
milene.bento@gmail.com

ORIENTADOR: Prof. Marcelo Resende
mresende@ie.ufrj.br

CO-ORIENTADOR: Prof. Luis Otávio Façanha
facanha@ie.ufrj.br

ABRIL 2011

Transmissão Assimétrica de Preços do Atacado para o Varejo: um Estudo Empírico para o Setor de Combustíveis

MILENE BENTO ALVES
DRE: 105031421
milene.bento@gmail.com

ORIENTADOR: Prof. Marcelo Resende
mresende@ie.ufrj.br

CO-ORIENTADOR: Prof. Luis Otávio Façanha
facanha@ie.ufrj.br

ABRIL 2011

As opiniões expressas neste trabalho são de exclusiva responsabilidade da autora

Dedico esse trabalho aos meus pais, que sempre me apoiaram em todos os aspectos, nos meus estudos, nas minhas escolhas, na minha vida como um todo.

Dedico também ao Fernando, pois sem seu carinho e companheirismo o a trajetória até aqui seria certamente mais difícil.

AGRADECIMENTOS

Agradeço primeiramente aos meus pais. Seu suporte, incentivo, perseverança e, principalmente, sua dedicação, foram fundamentais para minha formação pessoal, acadêmica e profissional. Agradeço à minha família em geral, aos meus amigos que tanto contribuíram para o meu crescimento.

Agradeço ao Fernando. Seu companheirismo, sua dedicação, seu carinho e seu amor são vitais.

Agradeço aos amigos que dividiram comigo os dias no Instituto de economia, e continuarão a fazer parte da minha vida mesmo fora dele.

Agradeço aos professores Marcelo Resende e Luis Otávio Façanha, pela orientação nesta monografia, contribuindo com seu tempo, sua experiência e seu vasto conhecimento acadêmico.

RESUMO

Este trabalho pretende investigar a existência de transmissão assimétrica de preços dos segmentos do atacado para o varejo, no mercado de gasolina e álcool da cidade de Belo Horizonte, Minas Gerais. A análise se deu com base nos dados semanais de preços levantados pela ANP para o Sistema de Informações e Movimentação de Produtos (SIMP), considerando amostras para o ano de 2003 e 2007. Concluiu-se que para as amostras analisadas é possível observar um comportamento assimétrico na transmissão de preços da gasolina e, em apenas umas das amostras para os preços do álcool combustível.

ÍNDICE

LISTA DE TABELAS	8
LISTA DE GRÁFICOS	9
INTRODUÇÃO	10
I. CAPÍTULO I: TRANSMISSÃO ASSIMÉTRICA	11
I.1 – EXPLICAÇÕES TEÓRICAS PARA A QUESTÃO DA ASSIMETRIA	11
I.2 – TIPOS DE ASSIMETRIA	13
I.3 – ESTUDOS EMPÍRICOS ANTERIORES	16
II. CAPÍTULO II: METODOLOGIA	18
II.1 – BASE DE DADOS	18
II.2 – DADOS EM PAINEL	19
II.3 – ESPECIFICAÇÃO DO MODELO	20
II.4 – ESTIMADOR DE EFEITOS ALEATÓRIOS PARA SUR	22
III. CAPÍTULO III: RESULTADOS EMPÍRICOS	25
III.1 – ANÁLISE DAS AMOSTRAS SELECIONADAS	26
III.2 – RESULTADOS	29
III.2.1 – Resultados para a Amostra 1	30
III.2.2 – Resultados para a Amostra 2	31
COMENTÁRIOS FINAIS	32
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	35
APÊNDICE 1 – MODELO DE REGRESSÕES APARENTEMENTE NÃO RELACIONADAS (SUR) ..	37
APÊNDICE 2 – RELAÇÃO DOS BAIRROS E REGIÕES DE BELO HORIZONTE	39
APÊNDICE 3 – RELAÇÃO DOS POSTOS OBSERVADOS	40

LISTA DE TABELAS

Tabela 1: Resumo da literatura sobre transmissão de preços atacado-varejo	13
Tabela 2: Estatísticas descritivas para a amostra 1	22
Tabela 3: Estatísticas descritivas para a amostra 2	24
Tabela 4: Resultados econométricos para amostra 1	26
Tabela 5: Resultados econométricos para amostra 2	27

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1: Evolução dos preços médios de gasolina – Amostra 1	23
Gráfico 2: Evolução dos preços médios do álcool – Amostra 1	23
Gráfico 3: Evolução dos preços médios de gasolina – Amostra 2	25
Gráfico 4: Evolução dos preços médios do álcool – Amostra 2	25

INTRODUÇÃO

A transmissão de preços ao longo da cadeia produtiva é um tema recorrente na mídia. Do ponto de vista acadêmico, existem diversos artigos que tratam do tema considerando diversos tipos de mercados e produtos. Esta monografia tem como objetivo estudar essa transmissão de preços especificamente entre os segmentos de atacado e varejo. Para tal, analisar-se-á a cadeia produtiva dos combustíveis automobilísticos, gasolina e álcool, na cidade de Belo Horizonte, Minas Gerais.

Pretende-se investigar se os preços no varejo tendem a se ajustarem mais rapidamente em face de elevações nos preços de atacado, do que perante reduções de preços naquele segmento. Ou seja, se a transmissão de preços entre estes segmentos ocorrem de forma assimétrica frente a reduções e aumentos de preços. A metodologia utilizada aqui prevê em primeiro plano a revisão da literatura existente sobre o assunto, que em sua maioria é restrita a análise empírica. Posteriormente, será reproduzido um modelo econométrico para se testar a hipótese levantada anteriormente para os dados coletados.

Nesse sentido, o trabalho será dividido em três capítulos, além desta seção introdutória e de uma seção para os comentários finais. O primeiro capítulo motivará a questão da transmissão assimétrica, suas possíveis explicações e como o tema foi tratado na literatura existente, especificamente para a gasolina, que é um produto recorrentemente estudado nesta bibliografia. Em seguida, o segundo capítulo abordará a metodologia utilizada, descrevendo a base de dados utilizada e sua organização em forma de dados em painel. Esse capítulo demonstrará também o modelo utilizado para a regressão e o método utilizado para estimá-la. O estimador em questão foi desenvolvido para ser utilizado em regressões aparentemente não relacionadas (SUR).

Enfim, no terceiro capítulo, são discutidos os resultados obtidos com a aplicação do modelo aos dados com a utilização do software Stata. Para tal, foram extraídas duas amostras da base de dados, para os anos de 2003 e 2007.

I. CAPÍTULO I: Transmissão Assimétrica

A transmissão assimétrica ou ajuste assimétrico de preços é o fenômeno onde os preços aumentam rapidamente, contudo eles reduzem vagarosamente (Ray et al. 2006). A transmissão assimétrica vem sendo estudada em diversos mercados, que inclui o mercado de gasolina (Bacon 1991, Duffy-Deno 1996, Eckert 2002, Chen et al. 2005), frutas e vegetais (Ward 1982, Resende e Lima 2010), porcos (Miller e Hayenga 2001) e grãos e farinhas (Minten e Kyle 2000).

De forma geral, a maioria dos artigos sobre o tema é de cunho empírico, poucos trabalhos buscaram desenvolver um aparato teórico sobre as explicações para a ocorrência da assimetria. As explicações existentes se baseiam no poder de monopólio das firmas (Bénabou e Gertner 1993, Borenstein e Shepard 1996) e custos de ajustamento para o preço de varejo (Ball e Mankiw 1994). Além disso, de acordo com Ray et al. (2006), o padrão de transmissão de preços poderia estar ligado em parte à possibilidade de manutenção de estoques, custos de transporte ou ainda o exercício do poder de mercado por intermediários.

Existe também a preocupação com a relevância econômica destas teorias desenvolvidas e métodos de investigação criados. Em Meyer e Von Cramon-Taubadel (2004), os autores levantam a questão de a literatura existente concentrar-se em aspectos estatísticos, negligenciando a relevância econômica do assunto e as causas subjacentes. Devido a este fator, eles ressaltam a necessidade de pesquisas adicionais, dado a impossibilidade de se obter conclusões satisfatórias concernentes à políticas econômicas com base nos trabalhos atualmente existente.

1.1 – Explicações teóricas para a questão da assimetria

Como levantado anteriormente, o fenômeno de transmissão assimétrica de preços ocorre quando existe uma resposta maior ou mais veloz nos preços para um aumento de custos do que para uma redução dos mesmos. De acordo com Meyer e Von Cramon-Taubadel (2004), a possível existência de assimetria pode apontar para lacunas na teoria econômica devido às suas implicações no bem-estar social e nas políticas econômicas. A transmissão assimétrica implica que um grupo não está sendo beneficiado por uma redução de preços (vendedores) ou por um aumento de preços (compradores), como seria sob condições de simetria. Sendo assim, a

assimetria se traduz em uma distribuição de bem-estar diferente da que seria obtida em circunstâncias de simetria, pois altera o tempo de resposta e/ou tamanho do excedente associado às mudanças de preço.

Pode-se dizer que, em geral, o custo de um produto em determinada etapa da sua cadeia produtiva reflete em grande medida o preço de sua principal matéria-prima, ou principal componente do custo. No caso deste trabalho em particular, será analisada especificamente a transmissão de preços do atacado para o varejo. E os custos de produção do varejo serão analisados como sendo o preço dos produtos no segmento de atacado.

A transmissão de preços do atacado para o varejo foi tema de inúmeros artigos acadêmicos que tratam, em sua maioria, de forma empírica a transmissão, em mercados específicos. No trabalho de Meyer e Von Cramon-Taubadel (2004) é feita uma pesquisa extensa sobre a literatura de transmissão assimétrica de preços. Os autores levantam uma grande variedade de teorias conflituosas e testes empíricos co-existent na literatura.

O texto de Ray et al. (2006) busca preencher a lacuna existente na literatura através de uma teoria que combina aspectos sobre os canais de distribuição e aspectos oriundos das teorias sobre custos de ajustamento de preços no varejo para explicar o porquê do ajuste assimétrico.

Esses autores sugerem que os custos de ajustamento de preços no varejo podem resultar em uma precificação assimétrica por parte dos atacadistas. Isso porque, na presença de custos de ajustamento, os varejistas não ajustarão seus preços em função de variações pequenas no preço de atacado. Nesse caso, a curva de demanda percebida pelos atacadistas terá uma região perfeitamente inelástica, na qual seus preços poderão variar sem que ocorra alteração nas quantidades demandadas. O resultado é que pequenas variações no preço de atacado não se traduzirão em mudanças no preço de varejo. Assim, pequenos aumentos de preço no atacado são lucrativos para os atacadistas, enquanto que pequenas reduções devem ser evitadas, pois resultarão imediatamente em uma receita menor.

Sendo assim, Ray et al. (2006) sugerem que grandes mudanças nos preços de atacado acarretariam em uma pronta mudança nos preços de varejo, pois o custo

da mudança seria compensado por um aumento na receita do varejista. Sendo assim, a transmissão de preços do atacado para o varejo aconteceria de forma simétrica para o caso de grandes mudanças de preço.

Outras explicações encontram-se em Hall et al. (1981) e Kinnucan e Forker (1987). Hall (1981) argumenta que o comportamento assimétrico está baseado na concentração industrial e intervenção governamental. Devido a esses fatores, os varejistas teriam poder de mercado suficiente para passar os aumentos de custo para os consumidores finais rapidamente e não passar as reduções de preço, restando assim uma maior margem de lucro. Já Kinnucan e Forker (1987) argumentam que a elasticidade de transmissão de preços atacado-varejo difere dependendo da causa para a variação do preço de atacado, se as mudanças na margem são causadas por um aumento de demanda do varejo ou por um aumento de custo no atacado. No caso da mudança do preço de atacado ser motivada estritamente por uma variação no custo, a transmissão é menor em valor do que no caso de uma mudança estritamente em função de uma mudança na demanda dos varejistas.

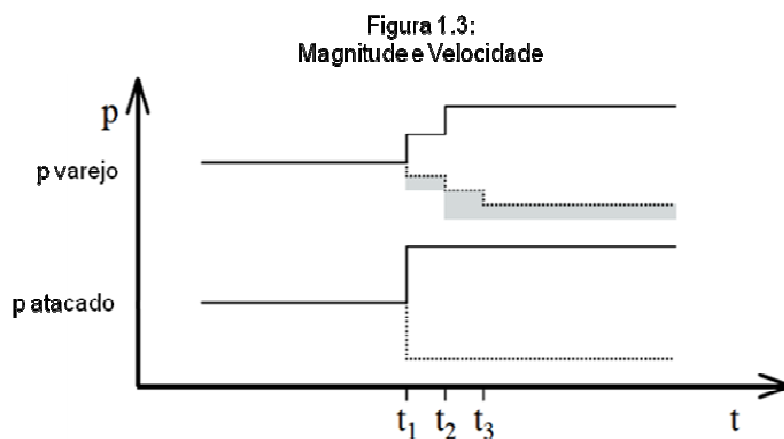
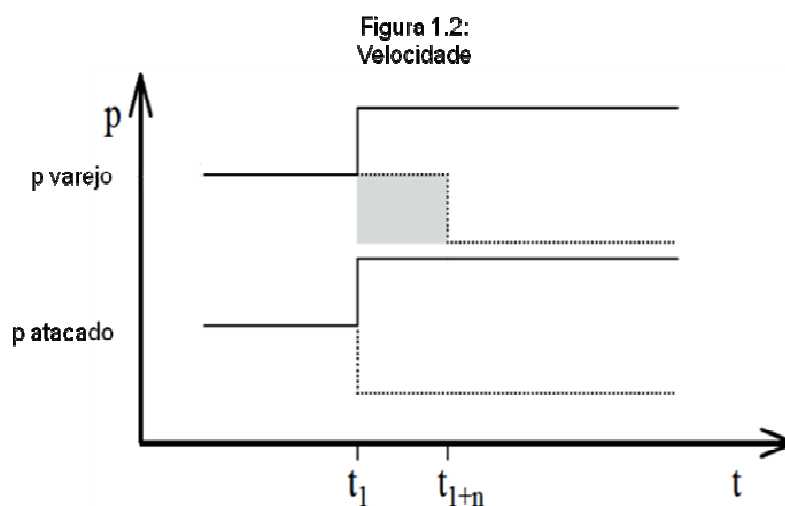
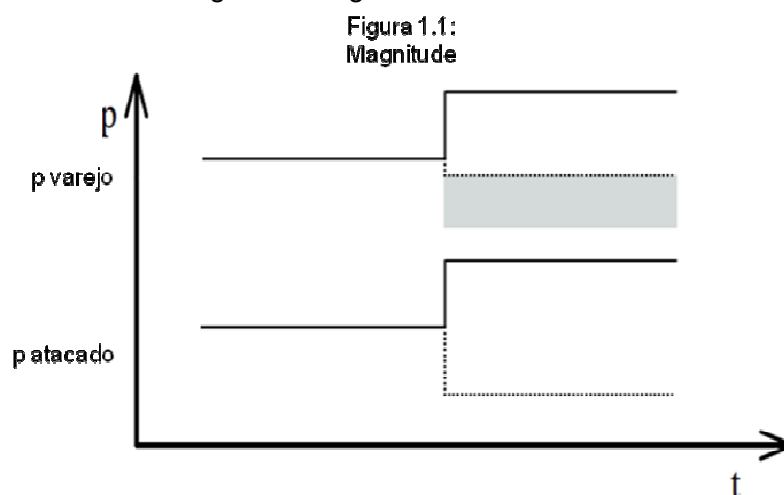
Em contraposição a Hall (1981) Kinnucan e Forker (1987), Minten e Kyle (2000) levantam que as explicações por esses autores não são satisfatórias para o mercado de comida, por exemplo. Pois é muito difícil considerar que tal mercado possui um nível de concentração elevado. Existem muitos varejistas envolvidos e as barreiras à entrada e saída parecem ser demasiado pequenas. Além disso, a existência de estoques, normalmente contribui para neutralizar os efeitos de mudanças na demanda, pois essas mudanças afetariam os estoques e não os preços. Minten e Kyle (2000) constroem, então, um modelo baseado naquele desenvolvido por Gardner (1975) e Heien (1980), no qual eles demonstram que os atacadistas se defrontam com uma curva de demanda quebrada. Isto implica em diferentes elasticidades para aumentos e reduções nos preços. Nesse caso, os preços de varejo responderão de forma diferente a aumentos e reduções nos preços de atacado.

1.2 – Tipos de assimetria

De acordo com Meyer e Von Cramon-Taubadel (2004), pode-se classificar a assimetria, no contexto da transmissão de preços, de acordo com três

critérios. O primeiro critério está ligado a magnitude ou a velocidade da transmissão de preço, que é assimétrica. Considerando que o preço de varejo depende do preço de atacado, esse critério leva três possibilidades, na figura 1 abaixo, esses três tipos de transmissão assimétrica podem ser observados de forma mais elucidativa:

Figura 1:Assimetria ligada a magnitude e velocidade da transmissão de preços



As assimetrias nas transferências de preços das figuras são retratadas pelas áreas sombreadas. Mais especificamente, pode-se definir os tipos de assimetria em questão, da seguinte maneira:

- (i) Magnitude: dada uma alteração no preço de atacado, ocorre uma alteração em menor magnitude no preço de varejo. Essa dinâmica ocorre em apenas uma direção, ou em aumentos de preços ou em reduções, caracterizando a assimetria;
- (ii) Velocidade: dada uma alteração no preço de atacado, o preço de varejo não se altera imediatamente, levando a uma distorção temporária da margem do varejista, para em um período seguinte sofrer uma alteração de igual magnitude a ocorrida no preço de atacado;
- (iii) Magnitude e velocidade: combinando as duas possibilidades anteriores, pode-se ter casos onde, em um primeiro momento, o preço do varejo se altera em menor magnitude que o preço de atacado, para em um momento posterior de adequar completamente às alterações ocorridas em termos de magnitude.

Outro critério relevante ao se tipificar a assimetria na transmissão de preços do atacado para o varejo é a questão da direção da assimetria, isto é, se ela ocorre de forma positiva ou negativa. Se o preço de varejo responde em maior magnitude e mais rapidamente a aumentos no preço de atacado do que em relação a reduções, diz-se que a assimetria é 'positiva'. Caso contrário, se o preço de varejo responde em maior magnitude e mais rapidamente frente a reduções no preço de atacado, é o caso de uma assimetria 'negativa'.

O terceiro critério para classificação da assimetria na transmissão de preços, levantado por Meyer e Von Cramon-Taubadel (2004), refere-se a se a assimetria afeta a transmissão de preços de forma vertical ou espacial. A assimetria vertical estaria ligada a uma mesma cadeia de produção, enquanto a assimetria espacial teria implicações entre diferentes mercados. Um exemplo de assimetria espacial observado no referido trabalho, seria um aumento do preço de exportação para o Trigo nos EUA causar uma reação de maior magnitude no preço de exportação do Canadá, do que causaria uma redução da mesma magnitude. A assimetria vertical

ou espacial poderia tanto ser classificada de acordo com sua magnitude ou velocidade, como também em positiva ou negativa.

1.3 – Estudos empíricos anteriores

A literatura acerca da transmissão assimétrica de preços do atacado para o varejo concentrou-se basicamente nos mercados de gasolina e de produtos agropecuários. O trabalho de Resende e Lima (2010) destaca as principais características de estudos de assimetria para combustíveis e outros produtos, conforme resumidas na tabela a seguir:

Tabela 1: Resumo da literatura sobre transmissão de preços atacado-varejo

Artigo	Produtos	Amostra	Modelo	Outros Controles	Evidência de Assimetria
Bacon (1991)	Gasolina	1982-89 Reino Unido	Modelo de ajustamento não linear (quadrático)	Não há	Sim
Duffy-Deno (1996)	Gasolina	1989-93 Salt Lake City EUA	Modelo de ajustamento linear	Não há	Sim
Minten e Kyle (2000)	Grãos e Farinhas	1987-89 Kinshasa Zaire	Regressões aparentemente não relacionadas (SUR)	Preço da gasolina como Proxy do custo de transporte e dummies sazonais	Sim
Miller e Hayenga (2001)	Porco	1981-95 EUA	VAR e regressões por espectro de banda	Não há	Sim (para a 2ª classe de modelo)
Eckert (2002)	Gasolina	1989-94 Windsor Canadá	Modelo de correção de erros	Dummies sazonais	Sim
Chen et al. (2005)	Gasolina	1991-2003 EUA	Modelo de correção de erros para <i>threshold regressions</i>	Não há	Sim

Resende e Lima (2010)	Vegetais	2007-2008 Rio de Janeiro Brasil	Regressões aparentemente não relacionadas (SUR) para Dados em Paineis	Preço da gasolina como Proxy do custo de transporte	Evidência parcial para vegetais menos perecíveis
-----------------------	----------	---------------------------------------	---	---	--

Como se pode observar na tabela 1, a maioria dos artigos se concentra na análise da gasolina, e existe uma predominância de métodos econométricos para séries temporais. Adicionalmente, em praticamente todos os artigos da tabela, ocorre evidência de assimetria. Tal fato sugere que, para as amostras analisadas, os preços de varejo seguem a direção de reajuste dos preços de atacado apenas para aumentos de preço, mas não para reduções. Quanto à explicação para esse fenômeno, os trabalhos são motivados basicamente por tentar confirmar estatisticamente uma percepção do consumidor de que os preços de varejo, para os mercados em questão, apresentam algum tipo de assimetria.

II. CAPÍTULO II: METODOLOGIA

II.1 – Base de dados

Neste trabalho investiga-se a transmissão assimétrica de preços especificamente no mercado de combustíveis da cidade de Belo Horizonte. Para tal, os dados utilizados são provenientes do Levantamento de Preços da Agência Nacional do Petróleo, Gás Natural e Biocombustíveis (ANP), que possui uma recorrência semanal. Esta pesquisa fornece as bases para as principais variáveis do trabalho, a saber: o preço de varejo (preço do combustível na bomba do posto), e o preço de atacado (preço na nota fiscal de compra junto ao fornecedor de combustível do posto). Esses dados foram obtidos junto à Coordenadoria de Defesa da Concorrência da ANP.

Os dados analisados datam de julho de 2001 a abril de 2010, mas devido à falta de regularidade dos mesmos para um número significativo de postos e períodos de tempo (semanas), a análise dos dados resultou em duas amostras que foram tratadas como painéis independentes. A primeira amostra está definida no período de abril a setembro de 2003, e é composta por 23 postos, resultando em um painel com 575 observações. A segunda amostra abrange o período de abril a agosto de 2007, e contém 24 postos, totalizando assim 360 observações. A escolha das amostras se baseou em buscar o maior número de observações possíveis em períodos diferenciados do tempo para promover maior variabilidade dos dados.

Além das variáveis levantadas anteriormente, foram adicionadas também algumas variáveis acessórias com o intuito de investigar as possíveis causas da assimetria na transmissão de preços. Foram utilizadas variáveis binárias para a região geográfica na qual o posto se encontra (essas foram divididas em três: Oeste, Sul e Leste), e uma variável para analisar a capacidade de estocagem dos postos, aproximada pela capacidade dos tanques reservatórios de combustíveis dos postos, medida em m³ (metros cúbicos). Essa última variável foi obtida junto à Superintendência de Abastecimento da ANP, e é conhecida como a *trancagem* do posto para determinado combustível.

II.2 – Dados em painel

Como exposto na seção anterior, os dados deste trabalho são organizados em painéis. Em econometria, o termo *dados em painel* refere-se a dados multidimensionais, ou seja, um *painel* contém observações de múltiplos fenômenos observadas em múltiplos períodos de tempo para os mesmos indivíduos, nas palavras de Johnston e DiNardo (1997), “*These (panel data) are repeated observations on the same set of cross-section units*”.¹ No presente caso, observam-se os mesmos postos de combustíveis por várias semanas, a fim de coletar informações sobre os preços de gasolina e álcool para cada um dos postos e para cada um dos períodos observados.

Segue agora uma explicação resumida de um modelo geral para dados em painel². Um painel, geralmente, tem a forma da seguinte matriz:

$$(1) X_{it}, \text{ com } i = 1, \dots, N \text{ e } t = 1, \dots, T$$

O índice i denota a dimensão de indivíduos do painel, e t denota a dimensão temporal do mesmo. Caso todos os indivíduos da amostra sejam observados durante todos os T períodos, diz-se que esse é um painel *equilibrado* ou *balanceado*. Caso contrário, se o número de observações diferirem entre os indivíduos do painel, diz-se que é o caso de um painel *desequilibrado*.

Um modelo de regressão mais geral e simplificado para os dados em painel pode ser descrito da seguinte forma:

$$(2) y_{it} = \alpha + \beta'X_{it} + u_{it}, \text{ com } K \text{ variáveis explanatórias em } X_{it}.$$

Existem duas extensões para a regressão acima, que diferem com base nas premissas feitas com relação aos coeficientes da mesma: o estimador de *efeitos*

¹ Tradução livre: “Dados em painel são repetidas observações de um mesmo conjunto de dados em seção cruzada”.

² Para maiores explicações ver Greene (2000), p. 557-578, Wooldridge (2002), p. 426-453, ou Johnston e DiNardo (1997), p. 388-411.

fixos (EF) e o estimador de *efeitos aleatórios* (EA)³. A abordagem de *efeitos fixos* prevê que cada unidade pode ter algumas características especiais assim, considera que α_i é uma constante específica para cada indivíduo. O termo *efeitos fixos* decorre do fato que, embora o intercepto possa diferir entre indivíduos, cada intercepto não se altera ao longo do tempo. Assim a regressão, com base na abordagem de EF será:

$$(3) \quad y_{it} = \alpha_i + \beta'X_{it} + u_{it}, \text{ com } u_{it} \sim i.i.d.N(0, \sigma_u^2)$$

Por outro lado, o modelo de *efeitos aleatórios* pressupõe que o intercepto α_i de um indivíduo é uma extração aleatória de uma população muito maior, com um valor médio constante. O intercepto α_i é tratado então como uma variável aleatória de valor médio α . Nesse caso, o valor do intercepto para um indivíduo i , seria:

$$(4) \quad \alpha_i = \alpha + \varepsilon_i, \text{ para } i = 1, \dots, N, \text{ e onde } \varepsilon_i \sim i.i.d.N(0, \sigma_\varepsilon^2)$$

A regressão geral para a abordagem de efeitos aleatórios pode ser reescrita da seguinte forma:

$$(5) \quad y_{it} = \alpha + \beta'X_{it} + w_{it}, \text{ onde } w_{it} = \varepsilon_i + u_{it} \text{ e } w_{it} \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2 + \sigma_u^2)$$

II.3 – Especificação do modelo

O modelo utilizado neste trabalho foi aquele exposto por Houck (1977), no artigo ele propõe uma abordagem para especificar e estimar funções não-reversíveis na pesquisa econômica. A idéia é que a não-reversibilidade é mais comumente expressa em termos de mudanças assimétricas em relação a uma posição prévia no

³ Pode-se utilizar um teste formal para decidir entre a utilização do estimador EF e o estimador EA. Hausman (1978) desenvolveu um teste cuja hipótese nula é que os estimadores dos dois modelos não diferem substancialmente. O teste estatístico formulado tem uma distribuição de χ^2 assintótica.

Se a hipótese nula não for rejeitada, ambos os estimadores, EF e EA são consistentes, mas apenas o estimador de EA é eficiente. Se a hipótese nula é rejeitada, o estimador de EF é consistente e o estimador de EA não o é, logo a conclusão é que o modelo de efeitos aleatórios não é adequado, e é preferível empregar o modelo de efeitos fixos.

tempo, e a identificação desse ponto inicial ou observação inicial é a questão central da análise.

Seja a variável dependente Y e a variável explanatória X , a hipótese a ser examinada é a de que uma unidade de aumento em X tem um impacto absoluto em Y diferente do impacto de uma unidade de redução em X . Assim podemos escrever a variação de Y em função de variáveis segmentadas de X , da seguinte forma:

$$(6) \Delta Y_i = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta X_i^* + \alpha_2 \Delta X_i^{**}$$

Onde para $i = 1, 2, \dots, N$, tem-se $\Delta Y_i = Y_i - Y_{i-1}$; $\Delta X_i^* = X_i - X_{i-1}$ se $X_i > X_{i-1}$ e 0 caso contrário; $\Delta X_i^{**} = X_i - X_{i-1}$ se $X_i < X_{i-1}$ e 0 caso contrário.

Outras variáveis, segmentadas ou não, poderiam ser adicionadas ao modelo. Uma variação assimétrica em ΔY ocorreria caso $\alpha_1 \neq \alpha_2$. Para incluir na equação (6) a posição inicial das variáveis, tem-se que o valor de Y a qualquer tempo t , é:

$$(7) Y_t = Y_0 + \sum_{i=1}^t \Delta Y_i$$

Ou ainda, a diferença entre o valor corrente e o valor inicial de Y é sempre igual à soma das variações ocorridas período a período:

$$(8) Y_t - Y_0 = \sum_{i=1}^t \Delta Y_i$$

Inserindo a equação (6) na equação (8) e simplificando, tem-se:

$$(9) Y_t - Y_0 = \alpha_0 t + \alpha_1 \left(\sum_{i=1}^t \Delta X_i^* \right) + \alpha_2 \left(\sum_{i=1}^t \Delta X_i^{**} \right)$$

Substituindo-se $Y_t - Y_0$ por Y_t^* , $\sum \Delta X_i^*$ por R_t^* e $\sum \Delta X_i^{**}$ por D_t^* , tem-se:

$$(10) \quad Y_t^* = \alpha_0 t + \alpha_1 R_t^* + \alpha_2 D_t^*$$

Onde R^* é a soma de todos os aumentos de X , período a período, do momento inicial até t , e D^* é a soma de todas as reduções de X . R^* é sempre positiva e D^* é sempre negativa.

Para este trabalho, Yg denotará o preço de varejo da gasolina, Rg denotará os aumentos de preço no atacado para a gasolina, e Dg , as reduções de preço no atacado para a gasolina. O álcool será tratado de forma análoga, substituindo-se o índice g por a . Sendo assim, tem-se abaixo o sistema de equações a ser estimado:

Gasolina:

$$(11) \quad Yg_t^* = \alpha_0 t + \alpha_1 Rg_t^* + \alpha_2 Dg_t^* + \alpha_3 Cg + \alpha_4 P_1 + \alpha_5 P_2$$

Álcool:

$$(12) \quad Ya_t^* = \alpha_0 t + \alpha_1 Ra_t^* + \alpha_2 Da_t^* + \alpha_3 Ca + \alpha_4 P_1 + \alpha_5 P_2$$

Sendo C a capacidade do posto, em m^3 de combustível; e P_i a variável binária que define a posição geográfica dos postos (P_1 = Sul; P_2 = Oeste; 0 = Leste).

II.4 – Estimador de efeitos aleatórios para SUR

Para estimar as equações definidas na seção anterior é necessário questionar se ambas as equações devem ser tratadas separadamente ou como um conjunto. Uma possível razão para tratá-las em conjunto é a possibilidade de haver alguns fatores em comum influenciando os termos de erros das duas equações, os quais não tenham sido especificados explicitamente nas variáveis explanatórias. No caso, acredita-se que é possível que exista a correlação de alguns choques tanto com o

álcool como com a gasolina, assim é escolhido o método para SUR (Seemingly Unrelated Regressions)⁴, por permitir uma estimação mais eficiente do modelo⁵.

Nos artigos abordados no capítulo 1, Minten e Kyle (2000) e Resende e Lima (2010) se utilizam do estimador para SUR. Contudo, no último aproveita-se também a estrutura de dados em painel, assim como é feito nesta monografia.

Em particular, o método para estimação utilizado aqui foi originalmente desenvolvido por Erik Biørn (2004). Esta metodologia pode ser utilizada para sistemas de equações de regressões aparentemente não-realacionadas, utilizando um estimador de efeitos aleatórios no contexto de dados em painel desequilibrado⁶. A abordagem é baseada na construção de um algoritmo de vários estágios utilizando os procedimentos de Mínimos Quadrados Generalizados (GLS) e de Máxima Verossimilhança (ML). De forma simplificada, considere o modelo abaixo como uma variação da equação (5) para um sistema de G equações de regressão:

$$(13) \quad y_{git} = \alpha_g + \beta'X_{git} + \varepsilon_{gi} + u_{git}, \text{ onde } g = 1, \dots, G$$

Utilizando um conjunto de matrizes covariância intra-individual e inter-individual, Biørn (2004) derivou os estimadores não-viesados de σ_ε e σ_u para cada painel equilibrado. Usando as matrizes de covariância estimadas, ele obteve o estimador de GLS para os $\hat{\beta}$ individuais. O estimador $\hat{\beta}$ global pode ser então demonstrado a partir dos estimadores individuais e suas variâncias⁷.

Em seguida, a fim de obter o estimador eficiente para o sistema SUR, a estimação de Máxima Verossimilhança (ML) em vários estágios é implementada para β , σ_ε e σ_u . O problema da maximização é dividido em duas partes: (A) maximizar a função log-verossimilhança em relação a β , para σ_ε e σ_u dados; e, (B) maximizar a função log-verossimilhança em relação a σ_ε e σ_u , considerando β dado. O algoritmo de várias etapas em conjunto resolve (A) e (B), até o ponto em que haja uma convergência das estimativas globais.

⁴ Tradução: "Regressões aparentemente não relacionadas".

⁵ Ver Apêndice 1 para uma explicação geral de um modelo de Mínimos Quadrados Generalizados para SUR.

⁶

⁷ Ver Biørn (2004) para mais detalhes.

Por fim, vale ressaltar que a utilização do SUR para dados em painel é menos comum do que para séries de tempo, portanto foi necessário se utilizar do comando *xtsur* encontrado apenas no software STATA e criado por Nguyen e Nguyen (2000). Além disso, como visto acima, o método utilizado é baseado em um modelo para painéis não balanceados. No entanto, o modelo para painéis balanceados constitui um caso particular, como pode ser visto no artigo de Magnus (1982).

III. CAPÍTULO III: RESULTADOS EMPÍRICOS

Como visto no capítulo anterior, dentre os dados brutos para os postos de Belo Horizonte analisados, foram selecionadas duas amostras: a primeira data do ano de 2003 e a segunda de 2007. Além disso, foi definido que o preço de varejo será o preço na bomba de combustível, enquanto que o preço de atacado foi definido através do valor que consta na nota fiscal de compra do combustível junto ao atacadista. Neste capítulo serão analisadas as duas amostras selecionadas, e, após isso, serão analisados os resultados empíricos do modelo aplicado a essas amostras.

Primeiramente, deve-se destacar a importância da análise da margem bruta do varejista. Esta estatística resume de forma bastante eficaz a transmissão do preço do atacado para o varejo. Caso a transmissão seja totalmente simétrica, ou seja, o preço do varejo varia na mesma velocidade e proporção frente a variações no preço do atacado, espera-se que a margem do varejista se mantenha constante ao longo do tempo. Isso porque ele repassa para o preço final toda e qualquer variação no seu custo, não afetando sua margem. Por lado, caso a transmissão seja assimétrica, a margem tenderá a variar período a período. Essa margem é calculada como sendo igual a $(P_{\text{varejo}} - P_{\text{atacado}})/P_{\text{varejo}}$, de forma análoga ao índice de Lerner

Outro ponto a ser levantado é que, geograficamente, os postos estão distribuídos por toda a cidade de Belo Horizonte e, politicamente são divididos em regiões administrativas. Porém, para facilitar a análise e, devido a pouca quantidade de postos nas amostras, as regiões administrativas da cidade foram agrupadas em macro-regiões⁸, a saber:

- (i) Sudoeste: agrega as regiões administrativas de Barreiros, Centro-Sul e Oeste
- (ii) Noroeste: agrega as regiões de Venda Nova, Pampulha e Noroeste.
- (iii) Leste: agrega as regiões administrativas do Norte, Nordeste e Leste.

Assim sendo, as variáveis binárias P_1 e P_2 que compõe o modelo e fazem parte das equações (11) e (12) determinarão a macro-região ao qual o posto

⁸ Para maior detalhamento da composição de cada uma das regiões administrativas, ver Apêndice 2 – Relação dos Bairros e Regiões de Belo Horizonte.

pertence. Essas variáveis quando iguais à unidade representam respectivamente as regiões Sudoeste e Noroeste. Caso os valores para ambas as variáveis seja zero, trata-se de um posto pertencente à região Leste.

III.1 – Análise das amostras selecionadas

Com relação às amostras selecionadas⁹, tem-se para a amostra 1, 23 postos com 25 observações consecutivas que se iniciam em 14 de abril de 2003 e terminam em 29 de setembro do mesmo ano, totalizando 575 observações. A tabela 2 apresenta as estatísticas descritivas para essa amostra.

Tabela 2: Estatísticas descritivas para a amostra 1

		Média	Desv.Pad.	Mínimo	Máximo
Gasolina	Preço Varejo	1,9023	0,1030	1,7270	2,1780
	Preço Atacado	1,7551	0,0794	1,6390	2,0770
	Margem	0,0766	0,0264	-0,0269	0,1605
	Trancagem (m³)	35	11	20	60
Álcool	Preço Varejo	1,3851	0,1396	1,0880	1,7390
	Preço Atacado	1,1377	0,2039	0,7985	1,5148
	Margem	0,1832	0,0866	-0,0362	0,4262
	Trancagem (m³)	18	7	8	30

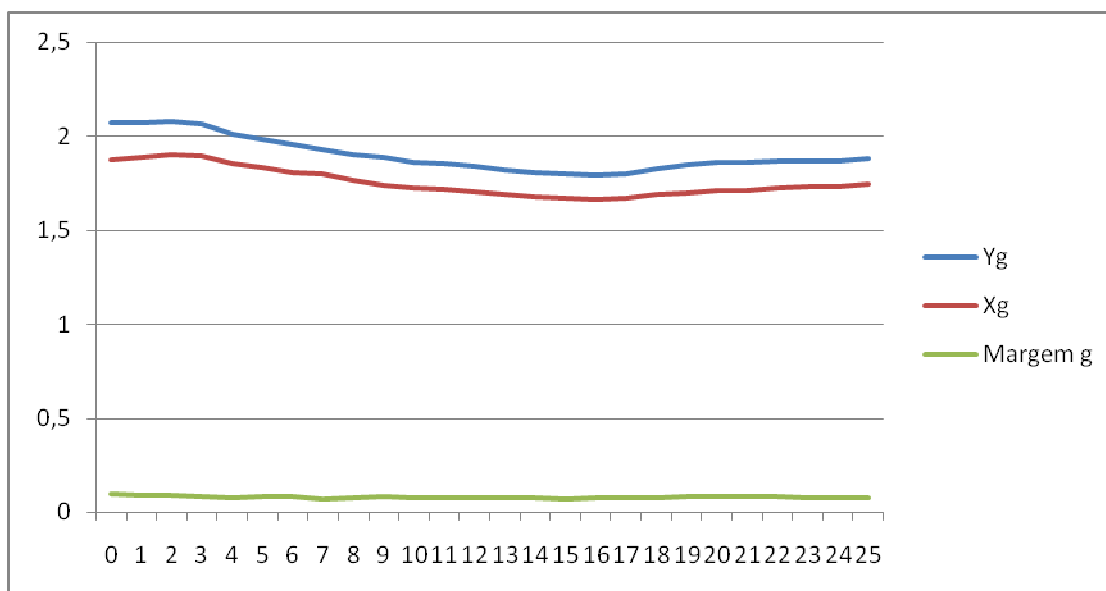
Para essa amostra, quando se comparam os produtos Gasolina e Álcool, observa-se uma variabilidade bem menor dos dados para a gasolina, sugerindo uma maior regularidade para os preços médios desse produto. Em contrapartida, devido à maior instabilidade de seus preços, seria esperado que o álcool realmente oferecesse ao varejista uma margem maior, assim como, também seria esperado que o álcool comprometesse uma parcela menor do seu estoque.

Com relação à margem de preço, por volta de 8% para a gasolina, ela caracteriza um mercado competitivo e homogêneo. No gráfico 1 abaixo, se observa que apesar dos preços médios de atacado e varejo variarem ao longo do período, a margem média se mantém relativamente constante, sugerindo a existência de uma transmissão simétrica dos preços do atacado para o varejo, nesse caso específico.

⁹ Ver apêndice 3 para detalhamento dos postos observados para cada uma das amostras.

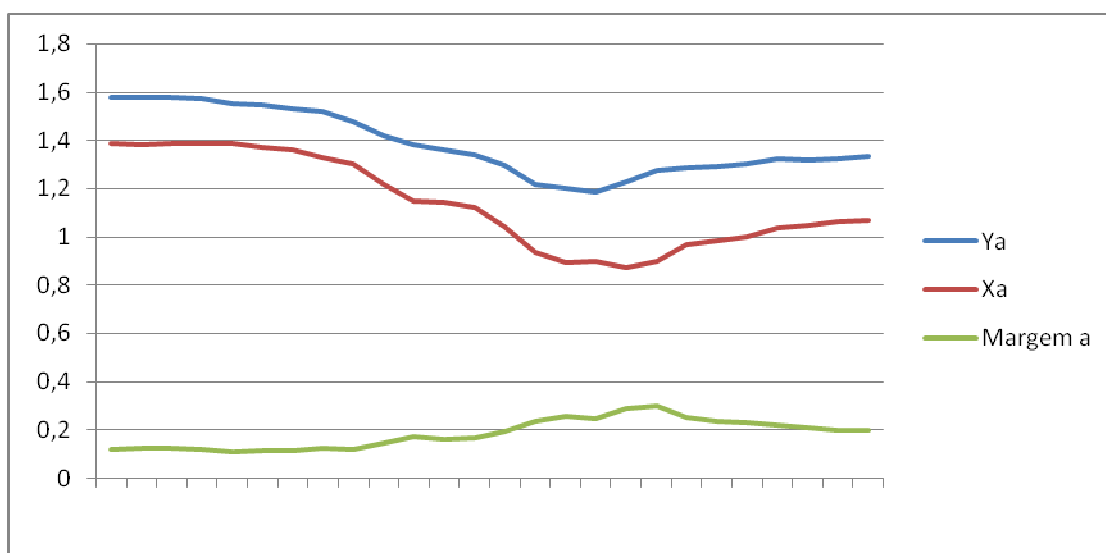
Ou ainda, sugerindo a existência de custos de ajustamento, dado que as variações de preços ocorridas são pequenas quando comparadas às variações nos preços do álcool.

Gráfico 1: Evolução dos preços médios de gasolina – Amostra 1



Já no caso do álcool, as variações dos preços são bastante acentuadas, e a margem também varia bastante ao longo do período. Este fato sugere que possa existir algum tipo de assimetria na precificação do álcool. Como se pode observar no gráfico 2 abaixo, a margem tende a aumentar em face de reduções nos preços, e a diminuir quando os preços aumentam.

Gráfico 2: Evolução dos preços médios de álcool – Amostra 1



A amostra 2 é composta por 24 postos com observações para 15 semanas consecutivas, totalizando 360 observações. O período se inicia em 16 de abril de 2007 e termina em 23 de julho de 2007. A tabela 3 apresenta as estatísticas descritivas para essa amostra.

Tabela 3: Estatísticas descritivas para a amostra 2

Amostra (2) - 2007		Média	Desv.Pad.	Mínimo	Máximo
Gasolina	Preço Varejo	2,3959	0,0765	2,2090	2,4990
	Preço Atacado	2,1535	0,0423	2,0200	2,2407
	Margem	0,1005	0,0259	0,0449	0,1607
	Trancagem (m³)	34	16	15	75
Álcool	Preço Varejo	1,7091	0,1503	1,3770	1,9890
	Preço Atacado	1,5069	0,1549	1,2200	1,7964
	Margem	0,1181	0,0494	-0,0365	0,2464
	Trancagem (m³)	20	9	10	45

De forma geral, a segunda amostra apresenta uma variabilidade menor dos dados em relação à primeira amostra em função do número menor de observações. Pode-se observar uma tendência a aproximação, em termos de comportamento, dos preços do álcool aos preços gasolina. Para o período como um todo, a margem média do álcool, que na amostra anterior era o duas vezes maior, tende agora a ser bem próxima da margem média da gasolina. Contudo, a flutuação dos preços para o álcool continua mais acentuada, e a trancagem média também não varia muito de uma amostra para outra. No gráfico 3, observa-se que o comportamento da margem média da gasolina mantém-se da mesma forma que na amostra 1. E, no gráfico 4, observa-se que embora as flutuações da margem média do álcool sejam mais suaves, mantém-se a tendência da margem aumentar com a redução dos preços e diminuir com o aumento deles.

Gráfico 3: Evolução dos preços médios de gasolina – Amostra 2

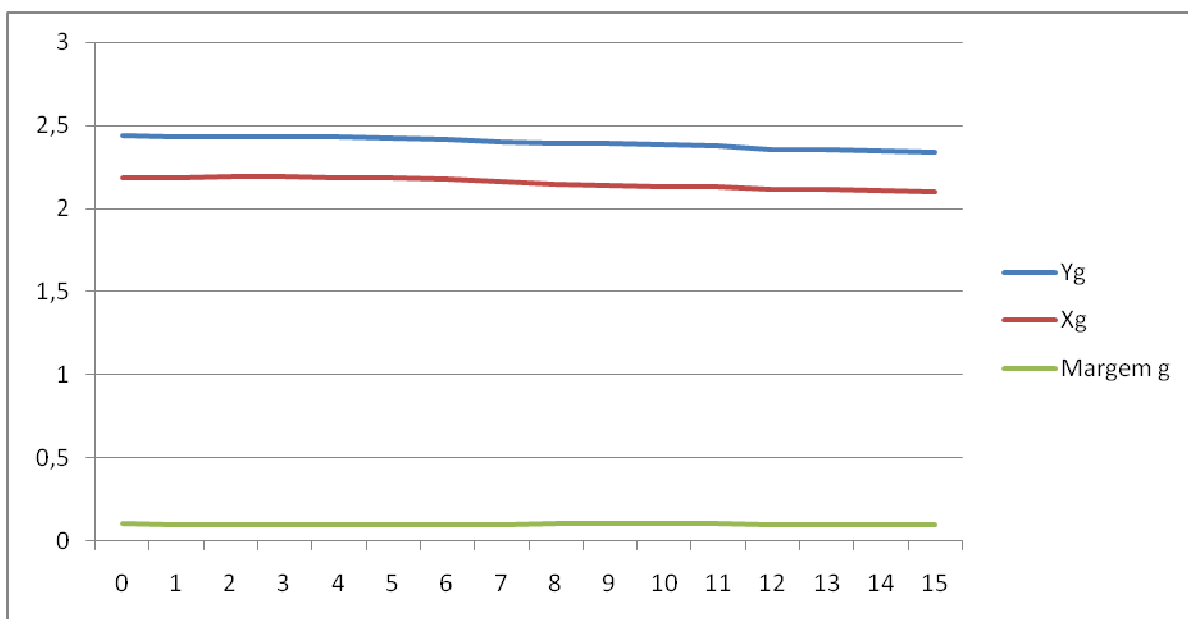
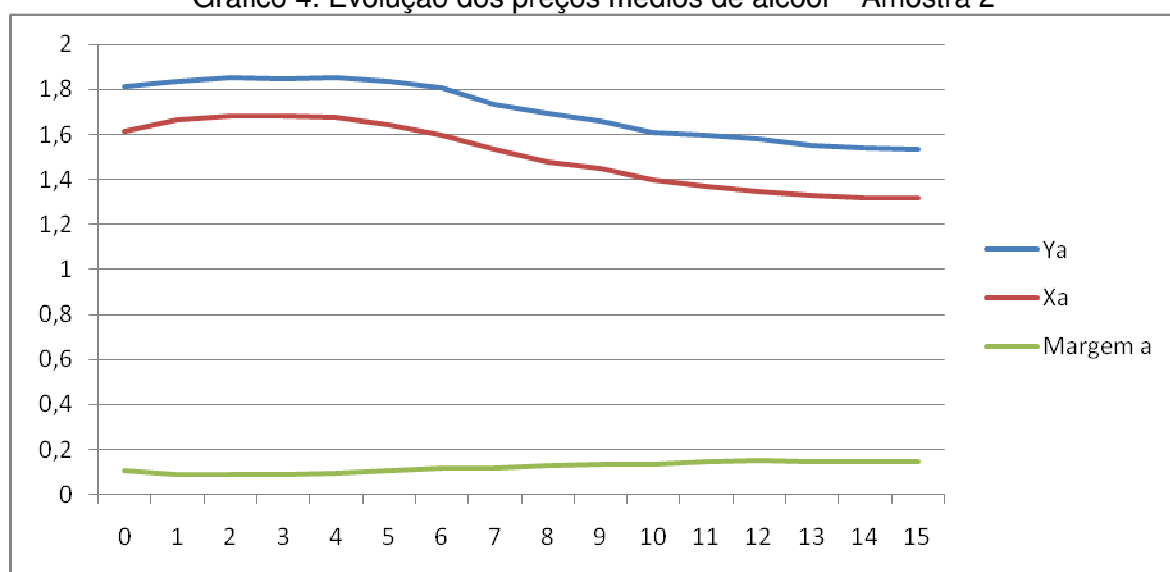


Gráfico 4: Evolução dos preços médios de álcool – Amostra 2



III.2 – Resultados

Para chegar aos resultados, o sistema composto pelas equações (11) e (12) foi estimado pelo método de regressões aparentemente não relacionadas (SUR), descrito na seção II.4, com a utilização do software Stata 11.0. Em seguida, foi aplicado um teste de igualdade de coeficientes para investigar a evidência de transmissão assimétrica. Os resultados do ponto de vista estatísticos, são bons

quando se avalia a significância dos coeficientes. Os resultados seguem abaixo na tabela 4, para a amostra 1 e, na tabela 5, para a amostra 2.

III.2.1 – Resultados para a Amostra 1

Tabela 4: Resultados econométricos para amostra 1

Variável dependente: $Y_t - Y_0$ (nº de observações: 575)				
	Gasolina		Álcool	
Variáveis Independentes	Coef.	p-valor	Coef.	p-valor
t	0,00036	0,444	-0,00650	0,000
R*	0,87289	0,000	0,58820	0,000
D*	1,08120	0,000	0,44591	0,000
C	-0,00052	0,187	0,00001	0,994
P ₁	-0,01361	0,458	-0,01039	0,587
P ₂	-0,04206	0,062	-0,02281	0,417
H ₀	Chi²	p-valor	Chi²	p-valor
R* = D*	13,32	0,0003	7,77	0,0053

Para a primeira amostra, a variável de tendência temporal se mostrou significativa apenas para o produto álcool, com o coeficiente negativo demonstra uma tendência a queda dos preços ao longo do período.

As variáveis segmentadas para aumentos (R*) e reduções (D*) nos preços de atacado se mostram significativas para ambos os produtos. Além disso o teste de ajuste assimétrico sugere a rejeição da hipótese nula de igualdade dos coeficientes para a gasolina, e, para o álcool também, relaxando-se o nível de significância para 5,5%. Contudo, para a gasolina, os coeficientes evidenciam uma transmissão maior para reduções de preços do que para aumentos. Este fato pode ser resultado de uma amostra onde não se observam muitos períodos com aumentos de preços.

De maneira geral, as variáveis adicionais de capacidade e posição geográfica não contribuíram para explicação do modelo, sendo todos os coeficientes dessas variáveis não significativos.

III.2.2 – Resultados para a Amostra 2

Tabela 5: Resultados econométricos para amostra 2

Variável dependente: $Y_t - Y_0$ (nº de observações: 360)				
	Gasolina		Álcool	
Variáveis Independentes	Coef.	p-valor	Coef.	p-valor
t	-0,00620	0,000	-0,00995	0,000
R*	0,09114	0,157	0,65864	0,000
D*	0,18509	0,005	0,55173	0,000
C	-0,00048	0,017	-0,00061	0,341
P ₁	0,05308	0,000	0,06604	0,000
P ₂	0,01040	0,478	0,05273	0,064
H0	Chi²	p-valor	Chi²	p-valor
R* = D*	4,53	0,0334	0,92	0,3370

Para a segunda amostra, a variável de tendência temporal se mostrou significativa para os dois produtos, ambos com o coeficiente negativo demonstrando uma tendência a queda dos preços ao longo do período.

A variável segmentada para reduções (D*) no preço de atacado se mostrou significativa para ambos os produtos. Por outro lado, para a gasolina, a variável R* não se mostrou significativa. Esse fato pode encontrar explicação na escassez de períodos com elevações de preços. O teste de ajuste assimétrico para a gasolina sugere a rejeição da hipótese nula de igualdade dos coeficientes. Já para o álcool, o teste sugere a não rejeição da hipótese nula, evidenciando sinais de que a transmissão de preços não ocorreria, portanto, de forma assimétrica.

No caso das variáveis acessórias do modelo, os resultados mostram coeficientes significativos para a variável binária P₁, contudo este fato pode ser apenas um reflexo da maior concentração de postos da amostra nessa região. Para a gasolina, a variável de capacidade dos tanques reservatórios também se mostrou significativa, podendo sugerir que a evidência de transmissão assimétrica tenha relação com a capacidade de estocagem do posto.

COMENTÁRIOS FINAIS

Esta monografia procurou-se em primeiro plano investigar a transmissão de preços do atacado para o varejo no âmbito de dois produtos do mercado de combustíveis automotivo de Belo Horizonte. Secundariamente, buscou-se estudar os aspectos que envolvem a transmissão assimétrica de preços e suas causas.

Observou-se que na literatura existente sobre o assunto existe uma gama extensa de artigos que ora abordam o tema empiricamente, ora tratam de desenvolver algumas teorias para explicação da causa da transmissão assimétrica. Contudo, não parece haver uma unificação de teorias e tampouco os artigos empíricos se preocupam prioritariamente em analisar os resultados do ponto de vista das teorias desenvolvidas.

Todavia, foi constatado que dentre os artigos estudados pode-se dizer que a motivação mais recorrente para a transmissão assimétrica de preços do atacado para o varejo é o poder de mercado exercido pelos varejistas. Nos trabalhos mais voltados para o estudo empírico as evidências para a existência de assimetria estavam presentes na maioria das vezes. No presente trabalho, essa evidência também aparece, tendo em vista as observações feitas nos próximos parágrafos.

Os resultados gerados pela estimação das duas amostras foram satisfatórios do ponto de vista da significância dos coeficientes. Para as principais variáveis (aquelas que segmentavam o aumento e redução dos preços de atacado), observou-se 7 coeficientes estatisticamente significativos a 5%, de um total de 8 coeficientes. No caso da *amostra 1*, pode-se observar uma forte evidência a favor da assimetria de transmissão. Para o *álcool*, ocorreria o caso mais tradicional, onde para variações no preço do atacado seriam transmitidos em maior magnitude para o preço de varejo em casos de aumento do que em casos de redução de preço. É possível concluir isso comparando-se os coeficientes das variáveis de aumento de preço (0,59) e de redução de preço (0,44). Assim os aumentos de preços contribuem mais para a explicação da variação do preço de varejo do que as reduções. Já para a *gasolina* o processo é inverso, mas a evidência de assimetria se mantém. Seria o caso da chamada *assimetria negativa*, onde as reduções do preço de atacado

seriam mais influentes no preço de varejo do que os aumentos. Ao se comparar os coeficientes, tem-se que o coeficiente de R^* tem valor 0,87 e o coeficiente de D^* , 1,08. Além disso os testes para assimetria levando em conta os dois produtos são relativamente significantes, para o *álcool* seria necessário abrir um pouco o nível de significância para além de 5%, dado que o teste seria significativo apenas a 5,3%.

No caso da *amostra 2*, para a *gasolina*, o coeficiente de R^* não foi significativo. Contudo o teste de ajuste assimétrico evidenciou mais uma vez a ocorrência de assimetria na transmissão de preços. Assim como na *amostra 1*, a assimetria da gasolina nesse caso também seria do tipo *negativa*, possivelmente este fato se dá pela característica da amostra, onde se observa nos gráficos 1 e 3 que os períodos de análise remontam a períodos quase que exclusivamente de queda de preços. Para o *álcool*, os resultados são bem parecidos com os obtidos na *amostra 1* em termos de significância de coeficientes, contudo o teste de hipóteses não acusa transmissão assimétrica. De fato, os coeficientes são bem mais próximos em termos de valor 0,66 para aumentos de preços e 0,55 para reduções.

Quanto às outras variáveis utilizadas no modelo (tendência temporal, capacidade de trancagem dos postos e região ao qual o posto pertence), em geral elas não se mostraram úteis para ajudar a explicar o preço de varejo dos produtos. Apenas a tendência temporal possui boa significância: 3 coeficientes significativos no total de 4, a 5%. Já as variáveis de capacidade e posição geográfica não apresentam nenhum coeficiente significativo para a *amostra 1*, e 3 de 6 coeficientes significantes para a *amostra 2*. Como se tratam de variáveis inerentes ao posto, essas duas características não apresentam variabilidade período a período. Além disso, talvez a pouca variabilidade entre postos, dado o baixo número de postos observados, tenha contribuído para a ausência de significância dessas variáveis no modelo.

Como levantado nos parágrafos anteriores, houve a aceitação da hipótese nula de transmissão simétrica apenas para o caso do *álcool* na segunda amostra. Para os outros casos o resultado foi de evidência de transmissão assimétrica. Este fator aliado a elevada significância dos coeficientes para o preço de atacado, leva a conclusão de que, para as amostras tratadas neste trabalho, a transmissão

assimétrica do atacado para o varejo seria evidenciada para os dois produtos. Contudo, a capacidade de estocagem não se apresenta como um fator determinante para ajudar a explicar a assimetria, contribuindo para a idéia de que esse comportamento possa ser fruto de um poder de mercado dos varejistas. Para próximos trabalhos seria interessante abordar painéis mais robustos, mesmo que não balanceados, para tentar observar como se comportam as variáveis em períodos mais extensos e com maior variabilidade de postos. Além disso, poderia se investigar outras capitais e/ou regiões metropolitanas brasileiras para fazer o mesmo tipo de investigação acerca da transmissão de preços. De modo geral, o assunto ainda é pouco abordado pela literatura econômica brasileira, o que deixa inúmeras possibilidades de trabalhos futuros sobre o tema que é de amplo interesse mesmo fora do âmbito acadêmico.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

BACON, R. Rockets and feathers: the asymmetric speed of adjustment of U.K. retail gasoline prices to cost changes. **Energy Economics**, 13, 211-18, 1991.

BÉNABOU, R., GERTNER, R. Search with Learning from Prices: Does Increased Uncertainty Lead to Higher Markups? **Review of Economic Studies**, 60(202), 69-94, 1993.

BIØRN, E. Regression systems for unbalanced panel data: a stepwise maximum likelihood procedure. **Journal of Econometrics**, 122, 281-291, 2004.

BORENSTEIN, S., CAMERON, A., GILBERT, R. Do gasoline prices respond asymmetrically to crude oil prices. **Quarterly Journal of Economics**, 112, 305-309, 1997.

CHEN, E.H., FINNEY, M., LAI, K.S. A threshold cointegration analysis of asymmetric price transmission from crude oil to gasoline prices. **Economics Letters**, 89, 233-239, 2005.

DUFFY-DENO, K. Retail price asymmetries in local gasoline markets, **Energy Economics**, 18, 81-92, 1996.

ECKERT, A. Retail price cycles and response asymmetry. **Canadian Journal of Economics**, 35, 52-77, 2002.

GARDNER, B. The Farm-Retail price spread in a competitive food industry. **American Journal of Agricultural Economics**, 57, 399-409, 1975.

GREENE, W. H. **Econometric Analysis**. 4th Edition, Prentice Hall, 2000.

HALL, L., TOMEK, W.G., RUTHER, D.L., KYERINE, S.S. Case Studies in the Transmission of Farm Price. **Agricultural Economics Research**, 81-12, 1981.

HAUSMAN, J. Specification tests in Econometrics. **Econometrica**, 46, 1251-1271, 1978.

HEIEN, D. M. Markup pricing in a dynamic model of the food industry. **American Journal of Agricultural Economics**, 62, 10-18, 1980.

HOUCK, J.P. An approach to specifying and estimating non-reversible functions. **American Journal of Agricultural Economics**, 59, 570-572, 1977.

JOHNSTON, J. DiNARDO, J. **Econometric Methods**. 4th Edition, McGrall-Hill, 1997.

KINNUCAN H.W., FORKER O.D. Asymmetry in Farm-Retail Price Transmission for major Dairy Products. **American Journal of Agricultural Economics**, 69, 285-29, 1987.

MAGNUS, J.R. Multivariate error components analysis of linear and nonlinear regression models by maximum likelihood. **Journal of Econometrics**, 19, 239-285, 1982.

MEYER J., VON CRAMON-TAUBADEL, S. Asymmetric Price Transmission: A Survey. **Journal of Agricultural Economics**, 55, 581-611, 2004.

MILLER, D.J., HAYENGA, M.L. Price cycles and asymmetric price transmission in the U.S. pork market. **American Journal of Agricultural Economics**, 83, 551-562, 2001.

MINTEN, B., KYLE, S. Retail margins, price transmission and price asymmetry in urban food markets: the case of Kinshasa (Zaire). **Journal of African Economies**, 9, 1-23, 2000.

NGUYEN, M., NGUYEN, H. Stata module: Estimation of system of regression equations with unbalanced panel data and random effects. *Working Paper*, 2010.

RAY, S., CHEN, H., BERGEN, M.E., LEVY, D. Asymmetric wholesale pricing: theory and evidence. **Marketing Research**, 25, 131-154, 2006.

RESENDE, M., LIMA, M. A. Transmissão de Preços do Atacado para o Varejo: um Estudo Empírico. *Mimeo*, 2010.

WARD, R.W. Asymmetry in retail, wholesale and shipping point pricing for fresh vegetables. **American Journal of Agricultural Economics**, 62, 205-212, 1982.

WOOLDRIDGE, J.M. **Introductory Econometrics: A Modern Approach**. 2nd Edition, Thomson, 2002.

APÊNDICE 1 – Modelo de Regressões Aparentemente Não Relacionadas (SUR)¹⁰

Suponha que a g-ésima equação num conjunto de G equações seja:

$$(A1.1) \quad y_g = X_g \beta_g + u_g, \text{ onde } g = 1, \dots, G$$

onde y_g é um vetor de observações $n \times 1$; X_g , uma matriz $n \times k_g$ de observações sobre as variáveis explanatórias; β_g é um vetor de coeficientes $k_g \times 1$; e, u_g é o vetor de termos de erro, $n \times 1$. Os termos de erros e as variáveis explanatórias em cada uma das equações são supostos como sendo não-correlacionados. O conjunto de equações pode então ser escrito como:

$$(A1.2) \quad \begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \vdots \\ y_G \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X_1 & \mathbf{0} & \dots & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & X_2 & \dots & \mathbf{0} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \mathbf{0} & \mathbf{0} & \dots & X_G \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \\ \vdots \\ \beta_G \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_1 \\ u_2 \\ \vdots \\ u_G \end{bmatrix}$$

Por definição, a matriz de co-variância para u é:

$$(A3.3) \quad \Sigma = E(uu') = \begin{bmatrix} E(u_1 u_1') & E(u_1 u_2') & \dots & E(u_1 u_G') \\ E(u_2 u_1') & E(u_2 u_2') & \dots & E(u_2 u_G') \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ E(u_G u_1') & E(u_G u_2') & \dots & E(u_G u_G') \end{bmatrix}$$

Cada termo na diagonal principal de Σ é uma matriz co-variância $n \times n$. Assim, $E(u_g u_g')$ é a matriz co-variância para os resíduos da g-ésima equação. E os termos da diagonal secundária de Σ representam matrizes $n \times n$ cujos elementos são as covariâncias em nível e defasadas entre os resíduos de um par de equações. Por suposição, pode-se escrever as matrizes $E(u_i u_j')$, como:

¹⁰ Esta seção é baseada em Johnston e DiNardo (1997), para maiores explicações consultar o mesmo.

$$(A1.4) \quad E(u_i u_j') = \sigma_{ij} I$$

onde $i, j = 1, 2, \dots, G$, e I é a matriz identidade da ordem n . Substituindo a equação (A1.4) na equação (A1.3) tem-se a equação (A1.5) abaixo:

$$\Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_{11}I & \sigma_{12}I & \dots & \sigma_{1G}I \\ \sigma_{21}I & \sigma_{22}I & \dots & \sigma_{2G}I \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \sigma_{G1}I & \sigma_{G2}I & \dots & \sigma_{GG}I \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sigma_{11} & \sigma_{12} & \dots & \sigma_{1G} \\ \sigma_{21} & \sigma_{22} & \dots & \sigma_{2G} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \sigma_{G1} & \sigma_{G2} & \dots & \sigma_{GG} \end{bmatrix} \otimes I = \Sigma_c \otimes I$$

o símbolo \otimes denota a multiplicação Kronecker, onde cada elemento de Σ_c é multiplicado por I .

Com base na equação A1.5, o método de mínimos quadrados generalizados (GLS) fornecerá o melhor estimador linear não-viesado para o vetor β na equação A1.2. Isto é, o sistema de equações deve ser estimado como um conjunto e não individualmente. O estimador GLS é:

$$(A1.6) \quad \beta_{GLS} = (X \Sigma^{-1} X)^{-1} X \Sigma^{-1} y$$

A matriz de co-variância para o estimador de GLS será:

$$(A1.7) \quad \text{var}(\beta_{GLS}) = (X \Sigma^{-1} X)^{-1}$$

Uma vez que, em geral, os elementos de Σ_c são desconhecidos, existe uma grande dificuldade operacional com o estimador GLS. Assim, os autores sugerem construir um “feasible” GLS, ou seja, um estimador GLS viável através da estimação de cada uma das G equações individualmente por mínimos quadrados ordinários (Ordinary Least Square – OLS), e utilizando os resíduos para estimar o σ_{ij} .

APÊNDICE 2 – Relação dos Bairros e Regiões de Belo Horizonte

Macro Região	Região	Bairro
Leste	Leste	Vera Cruz, Esplanada, Floresta, Pompéia, Santa Efigênia, Santa Tereza
	Nordeste	Ipiranga, Cidade Nova, Concórdia, Dom Joaquim, Dom Silvério, Gorduras, Maria Goretti, Renascença, Santa Cruz, São João Batista, Vila Suzana
	Norte	Dona Clara, Floramar, Guarany, Itapoã
Oeste	Noroeste	Alípio de Melo, Caiçara, Califórnia, Caparão, Carlos Prates, Glória, Lagoinha, Nossa Senhora da Glória, Nova Esperança, Novo Glória, Padre Eustáquio, Pedro II
	Pampulha	Campus UFMG, Jardim Atlântico, Santa Branca, Pampulha, Planalto, Santa Amélia, Santa Rosa, São Francisco, São Luiz
	Venda Nova	Jardim Florença, Venda Nova
Sul	Barreiros	Barreiro, Barreiro de Baixo, Bairro das Indústrias, Milionário, Urucuia, Vale do Jatobá
	Centro-Sul	Anchieta, Barro Preto, Carmo, Centro, Cidade Jardim, Cruzeiro, Funcionários, Lourdes, Santo Agostinho, Santo Antonio, São Pedro, Serra, Sion
	Oeste	Barroca, Betânia, Calafate, Gameleira, Gutierrez, Jardim América, Nova Granada, Nova Suíssa, Prado

APÊNDICE 3 – Relação dos postos observados

	Posto	Bairro	Bandeira	Região	Macro Região
Amostra 1	POSTO VILARINHO LTDA	Venda Nova	BR	Venda Nova	Oeste
	M. V. OLIVEIRA	Centro	IPIRANGA	Centro-Sul	Sul
	POSTO OURO FINO LTDA	Cruzeiro	IPIRANGA	Centro-Sul	Sul
	AUTO POSTO VERONA LTDA	Maria Goretti	IPIRANGA	Nordeste	Leste
	HEXA EMPRESA COMERCIAL LTDA	Funcionários	BR	Centro-Sul	Sul
	EMPREENHIMENTOS VIP LTDA	Cidade Jardim	BR	Centro-Sul	Sul
	POSTO WILSON PIAZZA LTDA	Serra	SHELL	Centro-Sul	Sul
	POSTO MAURITANIA LTDA	Sion	TEXACO	Centro-Sul	Sul
	MBFK COMERCIAL LTDA	Sion	SHELL	Centro-Sul	Sul
	POSTO BATISTÃO LTDA	Bairro das Indústrias	SHELL	Barreiros	Sul
	JOAO PACIFICO ANTUNES SPOSITO	Serra	BRANCA	Centro-Sul	Sul
	POSTO TOCANTINS LTDA	Floresta	BR	Leste	Leste
	A CARABETTI E CIA LTDA	Cidade Nova	BR	Nordeste	Leste
	MENDONÇA & CIA LTDA VII	Cidade Nova	BR	Nordeste	Leste
	POSTO XINGU LTDA	Santa Tereza	ALE	Leste	Leste
	POSTO GRAJAU LTDA	São Pedro	IPIRANGA	Centro-Sul	Sul
	DANTON LEONEL HOSTALACIO	Carlos Prates	ESSO	Noroeste	Oeste
	MENDONCA & CIA LTDA II	Jardim Atlântico	BR	Pampulha	Oeste
	CODERPE PETRÓLEO LTDA III	Ipiranga	BR	Nordeste	Leste
	CODERPE PETRÓLEO LTDA II	Venda Nova	BR	Venda Nova	Oeste
	POSTO GAMELEIRA LTDA	Gameleira	BR	Oeste	Sul
	POSTO MANGABEIRAS LTDA	Funcionários	TEXACO	Centro-Sul	Sul
	POSTO DOM BOSCO LTDA	Padre Eustáquio	SHELL	Noroeste	Oeste
Amostra 2	POSTO R. E. M. LTDA.	Nova Suíssa	BR	Oeste	Sul
	POSTO FON FON ANCHIETA LTDA	Anchieta	ESSO	Centro-Sul	Sul
	J FABRIS & CIA LTDA	Barreiro	SHELL	Barreiros	Sul
	POSTO BARRO PRETO LTDA.	Barro Preto	TEXACO	Centro-Sul	Sul
	POSTO ALPES LTDA.	Carlos Prates	IPIRANGA	Noroeste	Oeste
	POSTO OURO FINO LTDA	Cruzeiro	IPIRANGA	Centro-Sul	Sul
	AUTO POSTO VERONA LTDA	Maria Goretti	IPIRANGA	Nordeste	Leste
	POSTO TIGRE LTDA	Santa Efigênia	ESSO	Centro-Sul	Sul
	POSTO MUSTANG LTDA	Santo Antonio	BR	Centro-Sul	Sul
	POSTO DUAS PATRIAS LTDA	Santa Efigênia	BRANCA	Leste	Leste
	POSTO SAO PEDRO LTDA	Santa Efigênia	BR	Leste	Leste
	POSTO ASSIS LTDA	Dom Silvério	TEXACO	Nordeste	Leste
	POSTO DAMASCO LTDA	Carlos Prates	ALE	Noroeste	Oeste
	POSTO ITAPOA LTDA	Prado	TEXACO	Oeste	Sul
	POSTO CURIANGO LTDA.	Gorduras	ESSO	Nordeste	Leste
	JOAO PACIFICO ANTUNES SPOSITO	Serra	BRANCA	Centro-Sul	Sul
	POSTO ARAPONGA LTDA	Funcionários	IPIRANGA	Centro-Sul	Sul
	POSTO TOCANTINS LTDA	Floresta	BR	Leste	Leste
	ALMADA & CIA LTD.	Ipiranga	BRANCA	Nordeste	Leste
	MENDONÇA & CIA LTDA VII	Cidade Nova	BR	Nordeste	Leste
	TIC TAC LTDA	Barroca	ESSO	Oeste	Sul
	POSTO HELCAR LTDA	Gutierrez	BR	Oeste	Sul
	DANTON LEONEL HOSTALACIO	Carlos Prates	ESSO	Noroeste	Oeste
	POSTO CAPITAL LTDA	Alípio de Melo	IPIRANGA	Noroeste	Oeste